

Los efectos de la inmigración sobre la demanda relativa de trabajo cualificado vs. poco cualificado: evidencia para España*

Juan J. Dolado

Universidad Carlos III y CEPR

Juan F. Jimeno

FEDEA, Universidad de Alcalá y CEPR

Rosa Duce

FEDEA

Resumen

En este artículo, elaboramos un modelo estilizado que sirve para analizar los efectos de la inmigración sobre el mercado de trabajo del país receptor. En dicho modelo, los trabajadores nativos cualificados y poco cualificados se consideran como inputs sustitutivos en la producción, al tiempo que los inmigrantes aportan mano de obra complementaria respecto al primer tipo de trabajo y sustitutiva respecto al segundo. Los salarios de los trabajadores poco cualificados se determinan a través de la negociación colectiva. Se demuestra que, independientemente del grado de competencia vigente en el mercado de trabajo cualificado, existen condiciones suficientes para que la inmigración produzca efectos globalmente favorables sobre los trabajadores nacionales. Las implicaciones del modelo se contrastan empíricamente utilizando información sobre los cambios inducidos en el salario y nivel de empleo de los trabajadores en las provincias españolas, a consecuencia del proceso de regularización de inmigrantes que tuvo lugar en España a mediados de 1991. La evidencia aportada indica que los efectos del aumento de la tasa de inmigración asociado a dicha medida fueron favorables, aunque de pequeña magnitud.

Palabras clave: inmigración, empleo, salarios, trabajo cualificado y poco cualificado.

Clasificación JEL: H30, J51, J61.

Abstract

In this paper we construct a simple model of the effects of immigration on the labour markets outcomes of natives. In this model skilled and unskilled labour are substitutes, immigrants are complementary to the former, and wages are determined by bargaining. We are able to prove that, irrespectively of the degree of competition in the market for skilled labour, there are sufficient conditions for immigration to raise total employment. We then estimate the effects of immigration on wages and employment for both types of workers across Spanish provinces following the lifting of some restrictions on migration policy in 1991. We hardly find any evidence that the subsequent inflows of immigrants have been associated with negative effects on both wage and employment of less-skilled natives.

Key words: Immigration, employment, wages, skilled and unskilled labour.

JEL Classification: H30, J51, J61.

1. Introducción

Cuando se analizan las consecuencias de aumentos en la inmigración extranjera sobre el mercado laboral del país receptor, resulta conveniente distinguir entre los efectos que

* DOLADO, J.J.; JIMENO, J.F.; y DUCE, R.: «The Effects of Migration on the Relative Demand of Skilled vs. Unskilled Workers: The Spanish Case». CEPR Discussion Paper Series 1476. Traducción de J. Ignacio Conde. Los autores agradecen a C. Dustmann sus comentarios.

aquella tiene sobre la mano de obra nativa cualificada y poco cualificada [véase, *inter alia*, Johnson, (1980); Borjas, (1987, 1994a, y 1994b); y Razin y Sadka, (1995)]. Además, en consonancia con lo establecido en el contexto de estudios recientes sobre los efectos de los flujos migratorios potencialmente ilimitados procedentes de los países en vías de desarrollo, se suele adoptar el supuesto de que la inmigración constituye un factor productivo con características sustitutivas respecto a la mano de obra nativa poco cualificada, al tiempo que complementarias respecto a la mano de obra cualificada [véase, por ejemplo, Schmidt *et al.* (1991) y Bauer y Zimmermann (1995)]. La abundancia de inmigrantes en actividades relacionadas con el servicio doméstico resulta ilustrativa al respecto. En estas circunstancias, los inmigrantes aumentan la demanda relativa de mano de obra cualificada, al mejorar la productividad de la misma. Suponiendo que la oferta de trabajo cualificado es bastante inelástica en el corto plazo, ello se traducirá en un aumento del salario real de este tipo de trabajadores. Alternativamente, una mayor inmigración debería provocar una caída del salario real de los trabajadores poco cualificados, vía un incremento de la oferta relativa de este tipo de mano de obra. Por consiguiente, la ganancia o pérdida social neta derivada de la inmigración dependerá, en buena medida, de la flexibilidad del salario real en el segmento de mano de obra poco cualificada. En concreto, si la negociación salarial entre empresarios y sindicatos provoca una excesiva rigidez de dicho salario, probablemente se producirá un aumento del desempleo global en el país receptor, generándose entre los trabajadores locales el correspondiente conflicto social, tradicionalmente ligado a la inmigración.

En lo que respecta a las contrapartidas empíricas de estos modelos, la evidencia disponible se circunscribe en gran parte a la economía norteamericana. Así, en uno de los estudios más conocidos, Altonji y Card (1991), al analizar los efectos de la inmigración cubana y mexicana en los Estados más afectados por la misma, concluyen que dichos flujos apenas produjeron efectos sistemáticos importantes sobre las perspectivas laborales de los trabajadores poco cualificados en dichas regiones. Según sus estimaciones, un aumento de un 1% en el número de inmigrantes conllevó una caída de los salarios reales de este tipo de trabajadores de alrededor del 0,5%. Este pequeño efecto puede venir explicado por el carácter fuertemente competitivo del mercado laboral en EE UU, y por la alta movilidad de la mano de obra que, ante la previsible caída de sus salarios, abandonaban los Estados más afectados por la inmigración, para trasladarse a otros menos afectados. De esta manera, la disminución del salario se veía compensada por una reducción en la oferta relativa de trabajo.¹

En este artículo, en línea con las ideas expuestas en los trabajos previos de Schmidt *et al.* (1991), y Bauer y Zimmermann (1995), nos proponemos extender el análisis de los efectos de la inmigración en un mercado laboral competitivo, como es el caso de EE UU, a mercados laborales no competitivos, como los vigentes en Europa, donde la existencia de mecanismos explícitos de negociación salarial produce altas dosis de rigidez en el salario real ante variaciones en la oferta y demanda de trabajo. En concreto, nuestro propósito es analizar los efectos de la inmigración extranjera sobre el mercado laboral en España. Aunque, en comparación con otros países europeos, la tasa de inmigración en nuestro país es relativamente baja, las autoridades españolas relajaron en junio de 1991 algunas de las restricciones más importantes que operaban en la concesión de permisos de trabajo, per-

¹ Véase también Borjas (1987) y LaLonde y Topel (1991). En Borjas (1994b) puede encontrarse una excelente panorámica sobre los resultados empíricos disponibles en la literatura.

mitiendo la legalización, bajo ciertas condiciones, de buena parte de los trabajadores extranjeros ilegales ya existentes, y el aumento de nuevos flujos de inmigrantes en busca de trabajo en España. Como resultado de esta medida, el número de inmigrantes legalmente registrados en nuestro país se duplicó entre 1990 y 1992.

Consecuentemente, dicho proceso de legalización proporciona un «experimento natural» muy interesante a la hora de contrastar el efecto de un aumento significativo de la inmigración sobre las perspectivas laborales de los trabajadores españoles, dependiendo de su cualificación profesional. Además, en la medida en que una parte del aumento de la inmigración se debió a la legalización de trabajadores extranjeros que ya operaban en la economía sumergida en España, el cambio de política permite plantearnos algunos otros aspectos interesantes del tema, tales como las siguientes cuestiones: ¿Hasta qué punto se diferencian los inmigrantes legales e ilegales en lo que se refiere a sus efectos sobre el mercado de trabajo en España? o ¿Qué efectos tiene la concesión de permisos de trabajo a los inmigrantes ilegales?

El resto del artículo se estructura de la forma siguiente. En el apartado 2, se desarrolla un sencillo modelo teórico que permite analizar los efectos de la inmigración sobre el salario y el empleo de los trabajadores nacionales, tanto cualificados como poco cualificados. Este modelo supone una aportación a la literatura, al menos en dos aspectos relevantes. En primer lugar, se establece un conjunto de condiciones suficientes, en términos de cotas migratorias, para que la inmigración resulte beneficiosa desde el punto de vista de los trabajadores nacionales. En segundo lugar, se adaptan varios aspectos del modelo (por ejemplo, existencia de negociación salarial e intentos de los sindicatos por controlar la dispersión salarial entre los dos tipos de mano de obra) a la realidad institucional del mercado laboral en España, objeto de la aplicación empírica. En el apartado 4, se estiman los efectos de la inmigración sobre el nivel de empleo y el salario de los trabajadores españoles, utilizando datos del registro de inmigrantes legales para todas las provincias españolas, durante el período 1990-1992, con objeto de comparar los cambios producidos antes y después de la regularización acontecida en junio de 1991. Finalmente, las conclusiones principales se resumen brevemente en el apartado 5. Un Anexo recoge las demostraciones de los principales resultados derivados del modelo teórico.

2. Un marco teórico simplificado

En este apartado, expondremos un sencillo modelo que pretende clarificar los efectos de la inmigración sobre el empleo y el salario de la mano de obra cualificada y poco cualificada en el país receptor. Dado que estamos especialmente interesados en aislar los efectos sobre ambos tipos de trabajo, obviaremos el tratamiento conjunto del resto de factores productivos (por ejemplo, del *stock* de capital), suponiendo, por simplicidad, que existe separabilidad en la función de producción entre los *inputs* laborales y los restantes factores, y que los inmigrantes no traen capital consigo. Asimismo, dado que la tasa de inmigración es reducida, en la aplicación empírica considerada ignoraremos igualmente el efecto adicional sobre la demanda agregada del país receptor que se deriva del aumento del número de inmigrantes. Se considera, por tanto, una economía formada por empresas idénticas en un contexto de competencia monopolística con funciones de producción con rendimientos decrecientes a escala y elasticidad de sustitución constante (CES), cuya forma es:

$$Y = ((\delta + m)N_s^\rho + N_u^\rho)^{\frac{\alpha}{\rho}}, \quad \alpha < 1, \quad 0 \leq \rho \leq 1, \quad \delta > 1$$

donde Y es la producción, N_s es el número de trabajadores cualificados, N_u es el número de trabajadores poco cualificados, m es la tasa de inmigración ($m = \frac{M}{N_s + N_u}$, siendo M el número de inmigrantes), y δ es un índice de la productividad relativa del trabajo cualificado respecto al trabajo poco cualificado, de manera que cuando m es igual a cero, el trabajador cualificado es δ veces más productivo que el poco cualificado. La elasticidad de sustitución entre el trabajo cualificado y el poco cualificado viene dada por:

$$\sigma = \frac{1}{1-\rho} > 1;$$

es decir, ambos factores son sustitutivos en el proceso productivo. Por otra parte, los inmigrantes, que se supone pertenecen al grupo de trabajadores menos cualificados, aumentan la productividad del trabajo cualificado, convirtiéndose a su vez en sustitutos de los trabajadores nacionales poco cualificados. En este contexto, la tasa marginal de sustitución entre trabajo cualificado y poco cualificado (MRS) viene dada por las expresiones

$$MRS = (\delta + m)\Phi^{\frac{1}{\sigma}}, \quad \Phi = \frac{N_u}{N_s}$$

donde, a partir de la minimización del coste, Φ satisface:

$$\Phi = \left(\frac{w_s}{(\delta + m)w_u} \right)^{\sigma} \quad (1)$$

Respecto al lado de la demanda, suponemos que las empresas se enfrentan a funciones de demanda con elasticidad-precio, δ , constante², de forma que $Y = P^{-\theta}$ siendo P el precio del producto.

Dadas las funciones de producción y demanda, las empresas maximizan beneficios, dados por:

$$\Pi = Y^{1-\frac{1}{\theta}} - wN$$

donde $N = ((\delta + m)N_s^\rho + N_u^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$ es un índice agregado de empleo, de acuerdo con las características de la función de producción, y w es el correspondiente índice salarial asociado, igual a:

$$w = ((\delta + m)\sigma w_s^{1-\sigma} + w_u^{1-\sigma})^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

donde w_s y w_u son los salarios del trabajo cualificado y no cualificado, respectivamente. Resulta fácilmente demostrable que:

$$wN = w_u N_u + w_s N_s.$$

En consecuencia, la maximización de beneficios proporciona las siguientes funciones de demanda de empleo para ambos tipos de trabajadores:

² Podríamos haber modelizado los efectos de la inmigración, añadiendo un parámetro D que recogiera el cambio en la posición de la curva de demanda, dependiendo del salario relativo de ambos tipos de trabajadores. Sin embargo, en este caso no conseguimos obtener una solución cerrada del problema. Por esta razón, y dada la baja proporción de inmigrantes en la economía española, simplemente asumimos que los efectos sobre la demanda agregada son despreciables.

$$N_s = (\alpha\kappa)^{\frac{1}{1-\alpha\kappa}} w^\lambda \left(\frac{w_s}{\delta + m} \right)^{-\sigma} \quad (3)$$

$$N_u = (\alpha\kappa)^{\frac{1}{1-\alpha\kappa}} w^\lambda w_u^{-\sigma} \quad (4)$$

donde $\kappa = 1 - \frac{1}{\theta}$, $\lambda = \sigma - \sigma^*$, $\sigma^* = \frac{1}{1-\alpha\kappa}$.

El parámetro λ se puede interpretar como una medida del grado de sustitución entre el trabajo cualificado y el no cualificado, y κ es un índice del grado de competencia en el mercado de bienes, igual a la unidad si el mercado de bienes es perfectamente competitivo. Si $\lambda > 0$, entonces ambos tipos de trabajo son sustitutos *fuertes* y, dado su propio coste salarial, la demanda de un tipo de trabajo es creciente en el salario del otro tipo de trabajo. Si $\lambda < 0$, entonces ambos tipos de trabajo son sustitutos *débiles* y la demanda de trabajo es decreciente en el coste salarial del *input* alternativo. En otras palabras, si $\lambda > 0$, el efecto sustitución domina al efecto renta, y si $\lambda < 0$, el efecto renta domina al efecto sustitución. Nótese que, para un valor dado de σ , cuanto mayor sea la participación del trabajo (α) o el grado de competitividad (κ) más probable será que $\lambda < 0$.

2.1. Determinación del salario: Modelo I

En esta versión inicial del modelo, de nuevo en aras de la simplicidad, empezaremos considerando que el mercado de trabajo cualificado es competitivo y, en consecuencia, que los salarios de los trabajadores cualificados se ajustan hasta alcanzar el pleno empleo. Por tanto, igualando la oferta y la demanda se obtiene:

$$S = (\alpha\kappa)^{\frac{1}{1-\alpha\kappa}} w^\lambda \left(\frac{w_s}{\delta + m} \right)^{-\sigma} \quad (5)$$

donde S es la oferta de trabajo cualificado, que supondremos inelástica. Invirtiendo (5), obtenemos el salario del trabajo cualificado, dado por:

$$w_s = (\delta + m) (\alpha\kappa)^{\frac{1}{\sigma(1-\alpha\kappa)}} w^{\frac{\lambda}{\sigma}} S^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (6)$$

En lo que se refiere a la determinación del salario del trabajo no cualificado, también por simplicidad, supondremos que existe una negociación centralizada entre los sindicatos y los empresarios. Los sindicatos se preocupan por la masa salarial a nivel agregado (neta de las oportunidades alternativas) y los empresarios son neutrales al riesgo. Por tanto, el maximando de Nash en la negociación salarial correspondiente viene dado por:

$$[(w - w_A)N]^\beta \Pi$$

donde Π es la función de beneficios, β es el poder de negociación relativo de los trabajadores, y w_A es el valor alternativo del uso del trabajo. De las condiciones de primer orden respecto al empleo, y teniendo en cuenta que:

$$N = \left(\frac{w}{\alpha\kappa} \right)^{-\frac{1}{1-\alpha\kappa}}$$

se obtiene:

$$\frac{w - w_A}{w} = \frac{\beta(1 - \alpha\kappa)}{\beta + \alpha\kappa}$$

y, por lo tanto:

$$w = \frac{(\beta + \alpha\kappa)}{\alpha\kappa(1 + \beta)} w_A \quad (7)$$

En consecuencia, el salario negociado es una función creciente del salario alternativo (w_A), y del poder de negociación de los sindicatos (β). Por otra parte, es una función decreciente de la participación del trabajo (α), y del grado de competencia en el mercado de bienes (κ). Tomando como dado el índice salarial agregado, el salario y la demanda del trabajo no cualificado vienen dados, respectivamente, por las expresiones:

$$w_u = \frac{(\alpha\kappa)^{\frac{1}{\sigma(1-\alpha\kappa)}} w^{\frac{\lambda}{\sigma}}}{\left[\left(\frac{w}{\alpha\kappa} \right)^{\frac{(\sigma-1)}{\sigma(1-\alpha\kappa)}} - (\delta + m) S^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}}} \quad (8)$$

$$N_u = \left[\left(\frac{w}{\alpha\kappa} \right)^{\frac{(\sigma-1)}{\sigma(1-\alpha\kappa)}} - (\delta + m) S^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (9)$$

El salario alternativo, w_A , a su vez, puede representarse en función de la tasa de inmigración, m , y de un salario de reserva adicional, \bar{w}_A (algún tipo de subsidio asistencial o salario mínimo), que supondremos idéntico para todos los trabajadores. Bajo dicho supuesto, usando la ecuación (2), obtenemos la relación entre los salarios w_A y \bar{w}_A , dada por:

$$w_A = (1 + (\delta + m)\sigma)^{-\frac{1}{\sigma-1}} \bar{w}_A \quad (10)$$

De esta forma, el salario alternativo, w_A , depende negativamente de la tasa de inmigración (m). Intuitivamente, cuanto mayor sea la tasa de inmigración, menor será el salario de reserva debido a que la competencia en el mercado de trabajo es mayor.

A continuación, usando las expresiones (6), (8), (9) y (10), obtenemos los siguientes resultados de estática comparativa relativos a las respuestas de w_s , w_u y N_u , ante variaciones en sus determinantes:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln w_s}{\partial \ln S} &< 0; \quad \frac{\partial \ln w_s}{\partial \ln \bar{w}_A} > 0 \text{ (si } \lambda > 0\text{)}; \quad \frac{\partial \ln w_s}{\partial m} > 0; \\ \frac{\partial \ln w_u}{\partial \ln S} &> 0; \quad \frac{\partial \ln w_u}{\partial \ln \bar{w}_A} > 0 \text{ (si } \lambda > 0\text{)}; \quad \frac{\partial \ln w_u}{\partial m} \geq 0; \end{aligned}$$

$$\frac{\partial \ln N_u}{\partial \ln S} < 0; \frac{\partial \ln N_u}{\partial \ln \bar{w}_A} < 0; \frac{\partial \ln N_u}{\partial m} \geq 0$$

Las respuestas anteriores pueden interpretarse de la siguiente forma. En primer lugar, dado que el mercado de trabajo cualificado es competitivo, un aumento en la oferta de trabajo, S , reduce indefectiblemente el salario de dichos trabajadores, w_s . En segundo lugar, un incremento en el salario de reserva, \bar{w}_A , aumenta el salario de ambos tipos de trabajadores, w_s y w_u (siempre que los *inputs* salariales en la función de producción sean factores sustitutivos fuertes). Tercero, un aumento de la tasa de inmigración, m , aumenta el salario de los trabajadores cualificados, debido a la complementariedad existente entre los inmigrantes y este tipo de trabajadores. Por último, y siendo lo más relevante, un aumento de m puede aumentar o disminuir el salario y la tasa de empleo de los trabajadores no cualificados, dependiendo de si el *efecto disciplina* de m sobre el salario alternativo, a través de (10), domina a los efectos directos de m sobre w_u y N_u , para un w_A dado. Para analizar este resultado con más detalle, resulta conveniente descomponer las derivadas anteriores respecto a m de la siguiente forma:

$$\frac{\partial \ln w_u}{\partial m} = \frac{\partial \ln w_u}{\partial \ln w_A} \frac{\partial \ln w_A}{\partial m} + \left(\frac{\partial \ln w_u}{\partial m} \right)_{w_A}$$

(+) (-) (+)

y

$$\frac{\partial \ln N_u}{\partial m} = \frac{d \ln N_u}{d \ln w_A} \frac{\partial \ln w_A}{\partial m} + \left(\frac{\partial \ln N_u}{\partial m} \right)_{w_A}$$

(-) (-) (-)

donde $(\cdot)_{w_A}$ denota las semi-elasticidades, para un w_A dado. Los signos de las derivadas aparecen debajo de cada expresión. Si $\left(\frac{\partial \ln w_A}{\partial m} \right)$ fuera lo suficientemente grande (pequeño), entonces un aumento en m podría disminuir (aumentar) w_u y aumentar (disminuir) N_u . De hecho, existen configuraciones de los parámetros para las que tanto w_u como N_u podrían aumentar. Puede demostrarse (véase el Anexo) que una condición suficiente para obtener un efecto negativo de m sobre w_u y positivo sobre N_u es:

$$m > (\sigma^* - 1)^{-1} \bar{\sigma} - \delta \equiv m_c^* \quad (11)$$

donde m_c^* representa la cota mínima de inmigración a partir de la cual aparece dicho efecto. Además, tal como se muestra en el Anexo, si $m > m_c^*$, la masa salarial de los trabajadores no cualificados ($w_u N_u$) también aumenta cuando m crece, es decir, la caída de w_u se compensa con un aumento mayor en N_u . Dado que la masa salarial de los trabajadores cualificados ($w_s N_s$) también aumenta (ya que N_s viene determinado por la oferta S , y w_s aumenta), la desigualdad (11) se convierte en una condición clave para determinar los efectos de m sobre el mercado de trabajo nacional. Observemos que si $m < m_c^*$, los efectos anteriores podrían revertirse, aunque no necesariamente ya que la condición (11) es únicamente una condición suficiente. Nótese también que, para un m dado, cuando mayor sea la elasticidad de sustitución (σ), el grado de competitividad (κ) y la participación del trabajo (α), menor será la cota m_c^* , y por lo tanto mayor será la probabilidad de que la condición (11)

se satisfaga. Para dar una idea de los valores que puede tomar m_c^* , supongamos que σ es igual a 3,0, que ambos α y κ son iguales a 0,6, y que S es igual a 1,2.³ Entonces, de acuerdo con la condición (11), m_c^* será igual al 1,1%. Si hubiéramos elegido un valor de σ igual a 2,0, entonces el valor correspondiente de m_c^* sería del 13,3%. Evidentemente, estos valores dependen de la forma funcional del coeficiente de productividad escogido en la función de producción. Sin embargo, la elección de una forma funcional más general, del tipo $f(m)$, con $f(0) = \delta$, conllevaría un análisis muy similar al que hemos llevado a cabo anteriormente.

2.2. Determinación del salario: Modelo II

En la sección anterior, se derivaron los salarios, tanto para los trabajadores cualificados como para los no cualificados, bajo el supuesto de que existía pleno empleo para los trabajadores cualificados. Resulta controvertido aplicar este supuesto al mercado de trabajo español (donde la tasa de desempleo se sitúa cerca del 21%, y alrededor del 30% de los desempleados se clasificarían como trabajadores cualificados). En este contexto, los resultados anteriores se presentan únicamente como una referencia útil para comparar los obtenidos en esta sección.

Consecuentemente, procedemos a obtener el salario y empleo para trabajadores cualificados y poco cualificados, sin suponer que existe pleno empleo entre los primeros. En su lugar, vamos a tomar el diferencial salarial entre trabajo cualificado y poco cualificado ($z = \frac{w_s}{w_u} > 1$) como una variable objetivo en la negociación salarial. Este diferencial puede interpretarse como el resultado de un intento deliberado por parte de los sindicatos de controlar la dispersión en la distribución salarial agregada.⁴ En este caso, sustituyendo la ecuación (2) en las ecuaciones (3) y (9), obtenemos las siguientes demandas de factores:

$$N_s = (\alpha\kappa)^{\frac{1}{1-\alpha\kappa}} w^{-\sigma^*} (\delta + m)^{\sigma} [(\delta + m)^{\sigma} + z^{\sigma-1}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

$$N_u = (\alpha\kappa)^{\frac{1}{1-\alpha\kappa}} w^{-\sigma^*} [1 + (\delta + m)^{\sigma} + z^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$$

En consecuencia, el empleo total, definido como $L = N_s + N_u$, vendrá dado por

$$L = N_s + N_u = \chi [1 + (\delta + m)^{\sigma}]^{\frac{\sigma^*}{\sigma-1}} [1 + (\delta + m)^{\sigma} z^{1-\sigma}]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} [1 + (\delta + m)^{\sigma} z^{-\sigma}] \quad (12)$$

donde $\chi = (\alpha\kappa)^{\frac{1}{1-\alpha\kappa}} \left(\frac{\beta + \alpha\kappa}{1 + \beta} \right)^{-\sigma^*} \bar{w}_A^{-\sigma^*}$. Se puede demostrar que, para $z > 1$, el empleo total es creciente en el diferencial salarial, z . Asimismo, tanto para valores de z próximos a 1, así como para valores muy altos de z , el empleo total es creciente en m (véase el

³ En nuestro ejemplo, $\left(\frac{N_u}{N_s} \right) = 1.67 \cdot \frac{w_s}{w_u} = 1.6$, y $m = 0,007$, en media, en 1990. Dados estos valores y suponiendo que $\sigma = 3$, la tasa marginal de sustitución en la ecuación (1) implica que $\delta = 1,2$.

⁴ Véase Dolado, Felgueroso y Jimeno (1997), donde se ofrece un estudio detallado sobre los intentos de los sindicatos españoles de modificar la distribución salarial, a través de la negociación de los salarios mínimos de convenio.

Anexo). En los restantes casos, suponiendo que $\lambda > 0$, una condición suficiente para que la inmigración aumente el empleo total es (véase el Anexo):

$$m \leq \left(\frac{\sigma^* (z^{\sigma-1} - 1)}{\lambda} - 1 \right) \frac{1}{\sigma} - \delta \equiv m_z^* \quad (13)$$

donde m_z^* es una cota máxima que depende de σ , σ^* y δ , al igual que m_c^* , y del valor del diferencial salarial, z . Cuanto mayor sea el valor de z , más probable es que se verifique la condición (13). Por ejemplo, si otorgamos a z un valor de 1,6, y al resto de los parámetros les damos los valores elegidos para la evaluación de m_c^* (con $\sigma = 3,0$), obtenemos un valor de la cota m_z^* igual a -3,1%. Por tanto, en este caso ningún valor positivo de m podría verificar la condición (13). Sin embargo, si hubiéramos elegido un valor de z igual a 2,0, m_z^* sería igual a 11,2%.

2.3. El efecto favorable de la inmigración sobre el empleo total: cotas relevantes

Combinando los resultados de los modelos anteriores, I y II, podemos establecer una condición suficiente que, de forma general, implique efectos globalmente favorables de la inmigración sobre el empleo total, independientemente del grado de competitividad existente en el mercado de trabajo cualificado. En efecto, si suponemos que $\lambda > 0$, entonces, combinando las condiciones (11) y (13), se obtiene que el empleo total siempre es creciente en la tasa de inmigración si se cumple $m_c^* < m < m_z^*$.

Conviene destacar que $m_c^* < m < m_z^*$, si y sólo si $\frac{\sigma-1}{\sigma^*-1} < z^{\sigma-1}$. En consecuencia, con los valores de σ y σ^* usados anteriormente, la condición (13) se verificaría para valores de z mayores de 1,88. Alternativamente, si z es igual a 1,6 y ambos α y κ son iguales a 0,36, dicha condición se verificaría para valores de σ superiores a 5,5.

3. Datos sobre inmigración legal en España

Pasamos a describir en este apartado la parte empírica del artículo. Los datos utilizados provienen del registro administrativo de permisos de trabajo que mantiene el Ministerio de Trabajo. Tanto los inmigrantes que desean residir y trabajar en España, como las empresas que desean contratarlos, deben solicitar permiso de trabajo y residencia en nuestro país. Las hojas de solicitud se registran en una base de datos que ofrece información sobre los inmigrantes (sexo, edad, nivel de educación, país de origen, provincia de residencia) y sobre el tipo de trabajo que van a realizar (autónomo, sector de actividad, ocupación). La mayoría de los permisos se concede por un período de un año, renovable. Como ya mencionamos en la introducción, en junio de 1991 se aprobó un procedimiento especial para conceder permisos de trabajo a todos aquellos inmigrantes ilegales, que ya vivían y/o trabajaban en España, bajo ciertas condiciones.⁵ Cabe, por último, señalar que

⁵ Las condiciones exigidas eran una de las siguientes:

1. Residencia probada en España anterior a julio de 1995, o

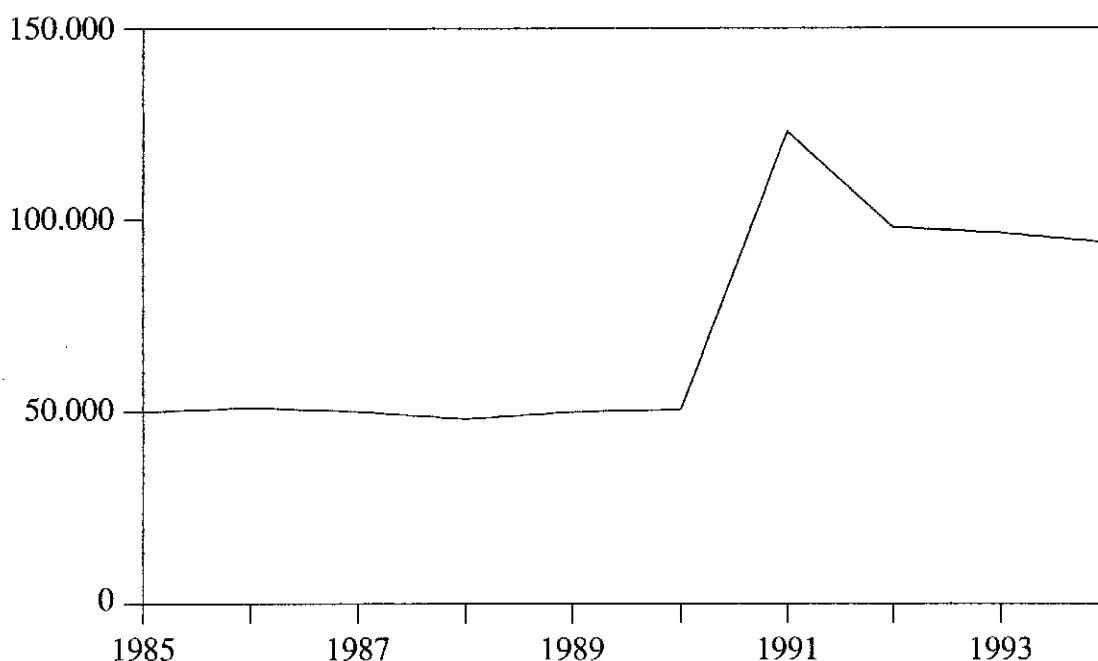
desde enero de 1992, los inmigrantes procedentes de otros Estados miembros de la Unión Europea (UE) ya no necesitan solicitar permiso de trabajo en nuestro país.

Las Figuras 1 a 4 representan las características fundamentales de nuestra base de datos. La Figura 1 muestra cómo el número de permisos de trabajo en España se situaba alrededor de los 50.000 antes de 1991 (lo que representa menos del 0,5% del empleo total en ese momento). En 1991 este número se duplica, alcanzando el 1% del empleo total. En 1992, el número de permisos de trabajo vuelve a disminuir, debido a que los inmigrantes procedentes de otros Estados miembros de la UE ya no necesitaban solicitar un permiso. Posteriormente, el número de permisos de trabajo se ha mantenido más o menos estable, alrededor del 0,7% del empleo total.

La Figura 2, a su vez, muestra la distribución sectorial de los permisos de trabajo. Observamos que la mayoría de los permisos se concedieron para el sector de la construcción y el sector servicios, mientras que las proporciones de permisos de trabajo concedidos para trabajar en la agricultura y en la industria manufacturera seguían tendencias opuestas, decreciendo en este último sector y aumentando en el primero.

Por lo que se refiere al origen de los inmigrantes, encontramos en la Figura 3 que los inmigrantes procedentes de África representan más del 50% del total, aumentando progresivamente desde un 10% en 1991. A partir de esta información, podemos concluir que el procedimiento especial de legalización afectó especialmente a los inmigrantes de origen africano y latinoamericano.

FIGURA 1
NÚMERO DE PERMISOS DE TRABAJO



2. Residencia probada en España anterior a mayo de 1991, y además satisfacer una de las siguientes condiciones:

- Haber tenido un permiso de trabajo en el pasado, o
- Estar trabajando o haber trabajado en España, o
- Tener una oferta de trabajo, o demostrar estar capacitado para trabajar como autónomo.

FIGURA 2

DISTRIBUCIÓN SECTORIAL DE LOS PERMISOS DE TRABAJO

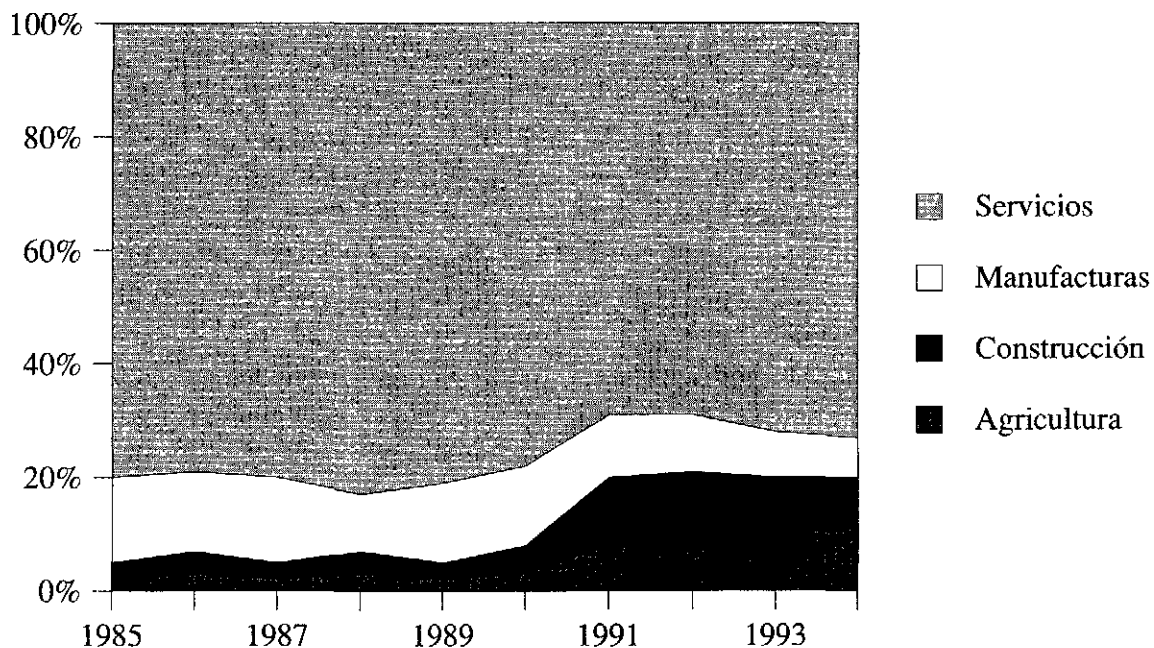


FIGURA 3

PERMISOS DE TRABAJO POR LUGAR DE PROCEDENCIA

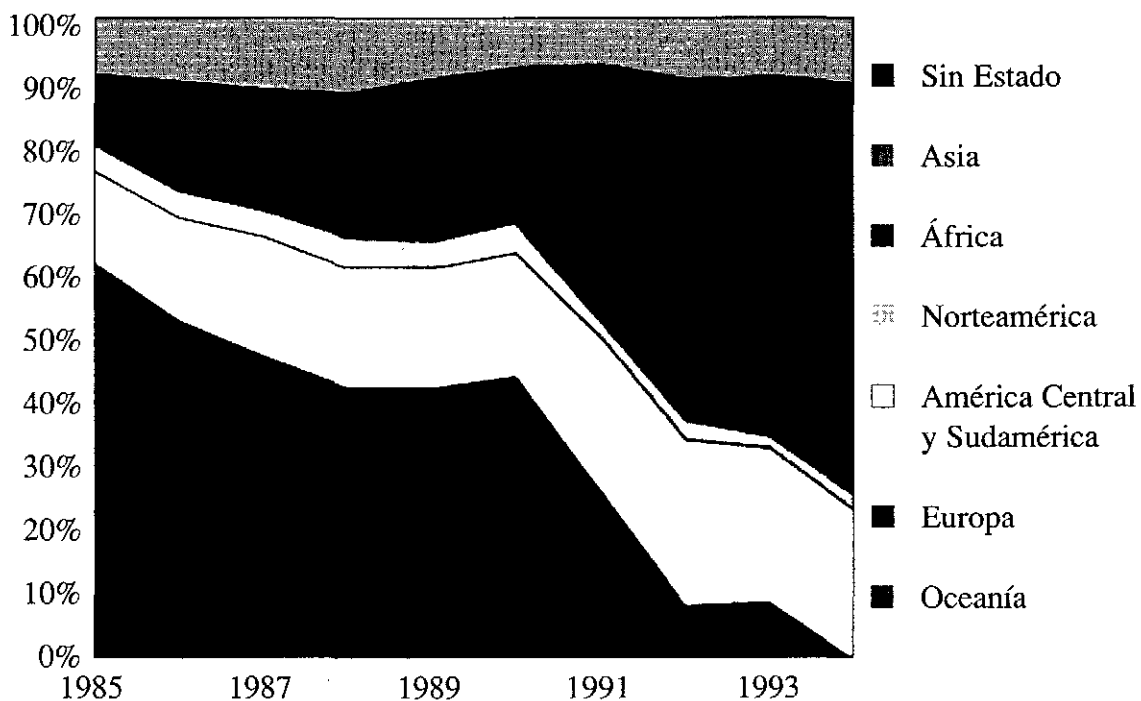
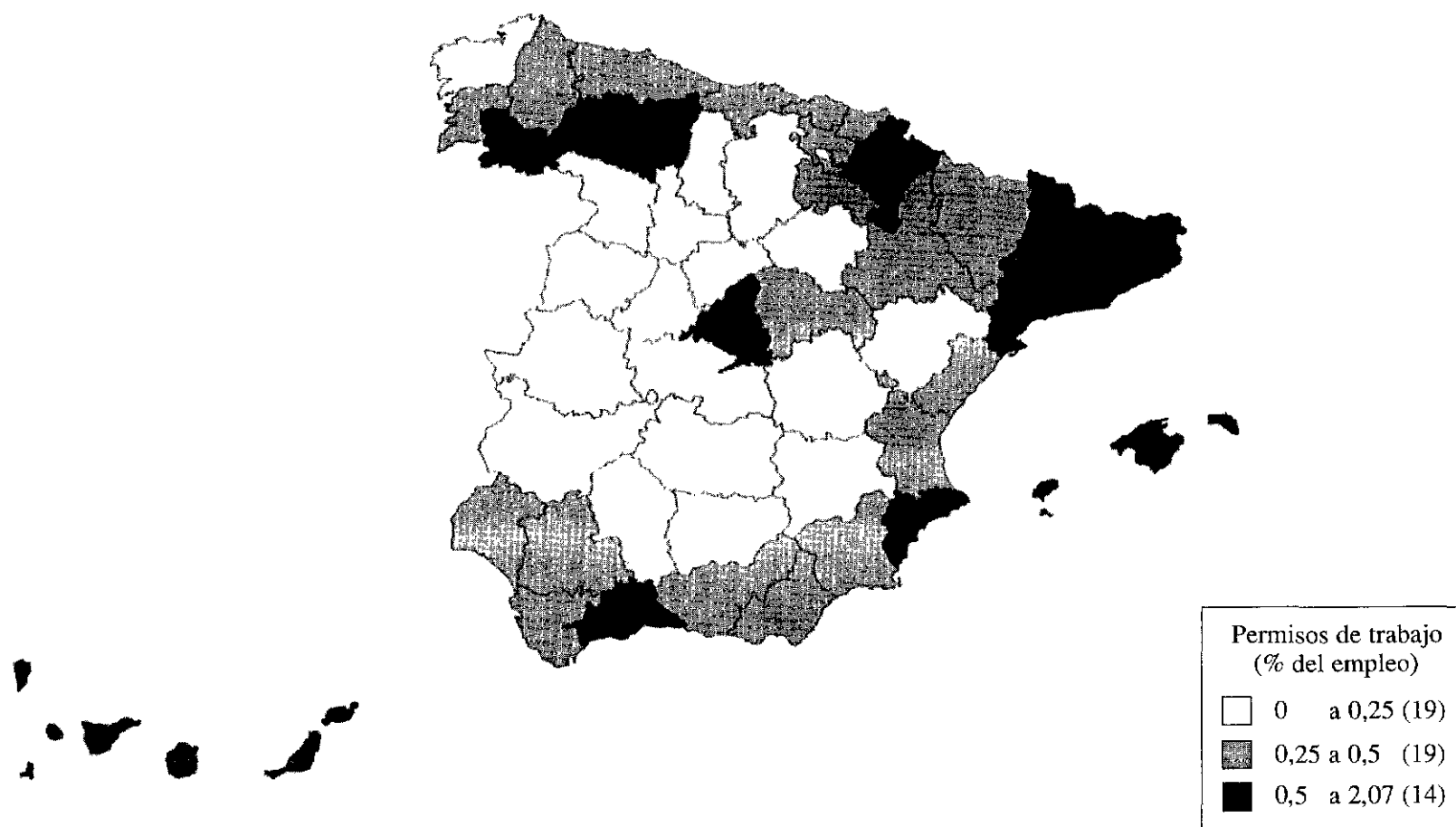


FIGURA 4A

DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL DE LOS PERMISOS DE TRABAJO

1990

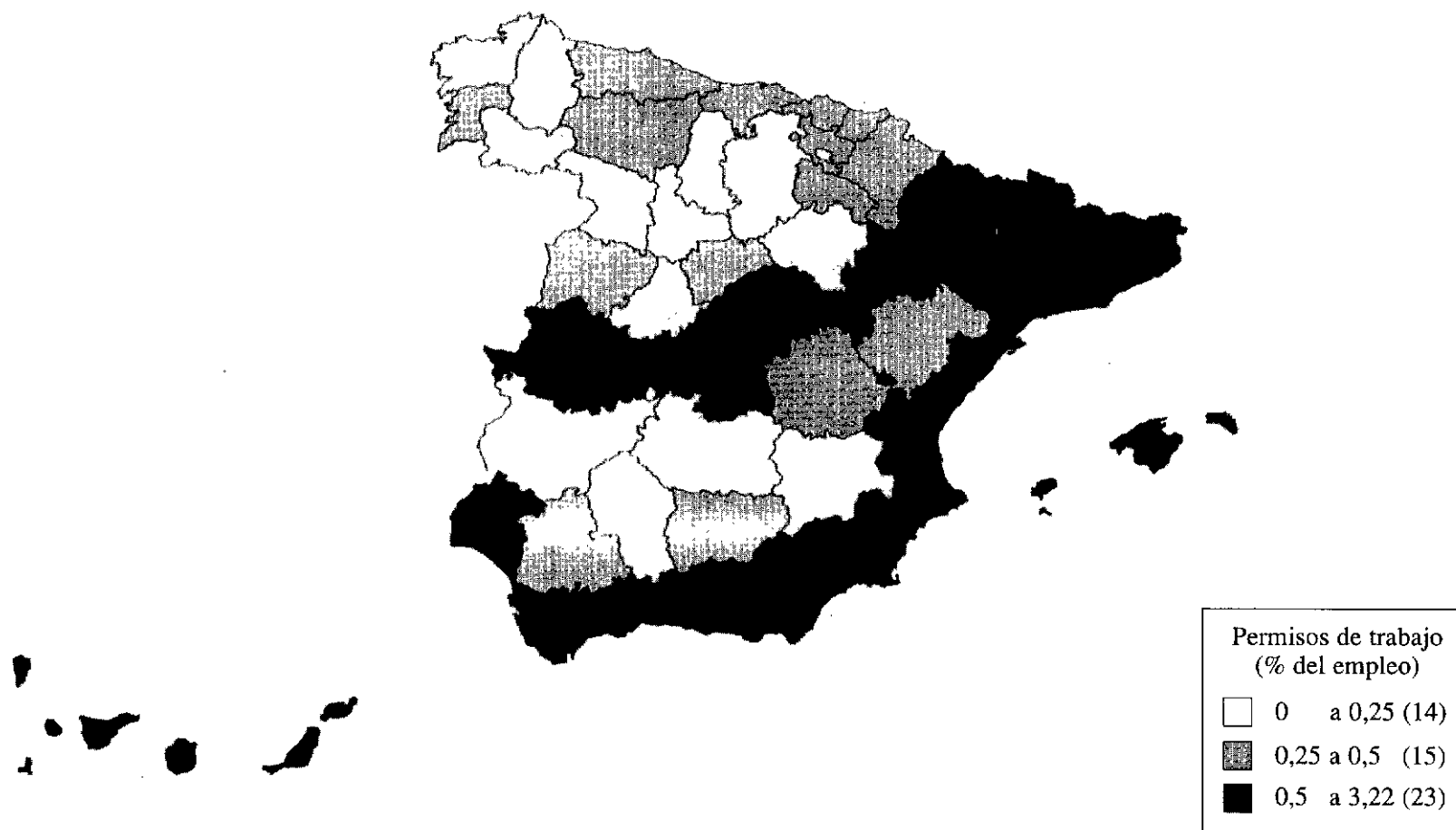


Fuente: Encuesta de Población Activa (1990).

FIGURA 4B

DISTRIBUCIÓN PROVINCIAL DE LOS PERMISOS DE TRABAJO

1992



Fuente: Encuesta de Población Activa (1992).

Por último, las Figuras 4a y 4b muestran la distribución geográfica entre las distintas provincias españolas de los permisos de trabajo, antes y después del proceso de legalización de 1991. En 1990, los inmigrantes legales se concentraban fundamentalmente en Madrid, Cataluña, Baleares, Canarias, y en dos de las provincias mediterráneas (en las que el turismo representa una proporción relativamente alta del empleo). A su vez, el número de provincias españolas en las que los inmigrantes legales representaban más del 0,5% del empleo total pasó de 14 en 1990 a 23 en 1992.

4. Resultados

A continuación, pasamos a describir las contrapartidas empíricas de las funciones de demanda de trabajo y de determinación salarial analizadas en el apartado 2. Se trata de ecuaciones de corte transversal para las 50 provincias españolas, donde las variables dependientes y explicativas se especifican en forma diferenciada. Debido a la escasez de datos, las diferencias se refieren a los cambios en las variables en cada provincia entre 1990 (antes del levantamiento de las restricciones a inmigrantes) y 1992 (después del levantamiento de las restricciones), de forma que las variables instrumentales potenciales son variables retardadas, fechadas en 1989. La especificación en diferencias tiene la ventaja de eliminar cualquier efecto fijo que las características específicas de cada provincia pudieran introducir, y que pudieran estar correlacionadas con la proporción de inmigrantes en una provincia y el nivel de empleo de los trabajadores nacionales (por ejemplo, el capital de cada provincia que se ha considerado separable en la función de producción). Así pues, las ecuaciones estimadas presentan la forma:

$$\Delta Y_j = c\Delta m_j + \Delta X_j b + e_j \quad (j = 1, 2, \dots, 50) \quad (14)$$

donde el regresando Y_j es el empleo poco cualificado y el salario de ambos tipos de trabajadores nacionales de la provincia j , que de acuerdo con el análisis realizado en el apartado 2 se refiere a la transformación logarítmica de los niveles correspondientes de dichas variables. También se estima una ecuación para explicar el empleo total L . A su vez, X_j es un vector de variables de control, que incluye (en logaritmos) el empleo del trabajo cualificado, (N_s), el salario de reserva (\bar{w}_A), aproximado por el salario mínimo negociado en cada provincia, la tasa de desempleo de cada provincia, y la composición sectorial del empleo en cada provincia. La variable m_j representa la proporción de inmigrantes en cada provincia (respecto al empleo total), y e_j es una perturbación aleatoria, «ruido blanco», asociada al modelo. En el modelo de regresión para el empleo total, las variables de control son \bar{w}_A , z (logaritmo de w_s/w_u), m , y la composición sectorial del empleo en cada provincia. Las variables dependientes (Y_j) son salario y empleo de trabajadores manuales, w_u y N_u , salario de trabajadores no manuales, w_s , y empleo total L . Siguiendo a Altonji y Card (1991), utilizaremos la proporción de inmigrantes en una provincia en 1989 y su raíz cuadrada para instrumentar Δm_j a lo largo de 1990-92, y las diferencias desfasadas en la tasa de desempleo para instrumentar las diferencias actuales en dicha tasa.

En las columnas (1) y (2) de la Tabla 1 se muestra las estimaciones mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y variables instrumentales (VI) del coeficiente de Δm_j en las diversas versiones de la ecuación (14). Asimismo, en la columna (3), se incluye una ver-

sión de la misma en la que la variable explicativa Δm_j se ha reemplazado por Δm_{j-1} , es decir, la diferencia de la tasa de inmigración entre 1989 y 1991, de forma que, suponiendo que la tasa de inmigración tiene efectos retardados sobre las diferentes variables dependientes, podemos considerar dicha variable como predeterminada y, por tanto, no hay necesidad de instrumentarla⁶.

TABLA 1
EFECTOS DE LA INMIGRACIÓN SOBRE EL MERCADO
DE TRABAJO NACIONAL

Variable dependiente/Estimación	(1) MCO	(2) VI	(3) VI
1. $\Delta \ln w_u$	4.19 (1.39)	4.23 (3.57)	3.47 (1.77)
2. $\Delta \ln w_s$	1.38 (1.48)	1.84 (1.79)	1.60 (2.02)
3. $\Delta \ln N_u$	-3.84 (2.22)	-2.70 (3.78)	-0.88 (1.74)
4. $\Delta \ln L$	5.75 (2.14)	6.85 (2.94)	6.24 (2.63)

Notas: Errores estándares robustos a heterocedasticidad entre paréntesis. Las variables de control están descritas en el texto.

- La ecuación (1) ha sido estimada por MCO.
- La ecuación (2) ha sido estimada por VI (tasa de inmigración retardada, y su raíz cuadrada, diferencia retardada en el desempleo y variables predeterminadas), instrumentando la variación en el nivel de desempleo y en la tasa de inmigración.
- La ecuación (3) es como la ecuación (2), habiendo sustituido la variación actual en la tasa de inmigración por su valor retardado.

Los resultados de la Tabla 1 deben ser interpretados con cautela, dado el pequeño tamaño muestral (50 provincias) y el corto período de tiempo en el que se ha analizado el cambio (un año antes y un año después). No obstante, encontramos que, independientemente del método de estimación utilizado, aumentos en m dan lugar a aumentos en w_s y w_u , mientras que estimaciones puntuales de la semielasticidad de N_u respecto a m son negativas, pero no resultan estadísticamente significativas. A la vista del análisis realizado en el apartado 2, estos resultados serían consistentes con tasas de inmigración tales que $m < m_c^*$. De hecho, la tasa media de inmigración se situó alrededor del 0,7% en 1990, y alrededor del 1,1% en 1992, siendo ambos valores inferiores a los valores de la cota m_c^* obtenidos anteriormente bajo valores plausibles de σ , σ^* , y δ . También merece la pena destacar el hecho de que, según las estimaciones anteriores, el efecto neto de la inmigración

⁶ El resto de coeficientes de las regresiones y los contrastes de validación del modelo no se ofrecen por razones de ahorro de espacio. En todos los casos resultaron satisfactorios y se encuentran disponibles a requerimiento del lector interesado.

sobre la masa salarial de los trabajadores menos cualificados, $w_u N_u$, parece ser ligeramente positivo. Suponiendo que la semielasticidad de N_u respecto a m es nula, los resultados de la Tabla 1 implican una elasticidad situada entre 0,024 y 0,036, es decir, un aumento de la inmigración del 1%, aumentaría la masa salarial de los trabajadores no cualificados alrededor de 1/30 del 1%. A su vez, la semielasticidad estimada de w_u respecto a m implica un crecimiento de los salarios de los trabajadores cualificados de alrededor de 1/20 del 1%. Finalmente, la semielasticidad del empleo respecto a la tasa de inmigración también es positiva y estadísticamente significativa, con un valor entre 5,0 y 7,0, lo que implica una elasticidad, según el Modelo II, de 0,05. Este resultado sería consistente con tasas de inmigración tales que $m < m_z^*$, lo que implica que, para generar valores positivos de m_z^* , ha de verificarse que z tome valores de alrededor del 2,0 o bien que el valor de σ^* sea suficientemente grande.

En resumen, estos resultados apuntan hacia un efecto positivo, aunque muy débil, de la inmigración sobre el empleo y los salarios de los trabajadores nacionales. En consecuencia, apenas se ha encontrado evidencia de que los flujos de inmigrantes a partir de 1991 hayan tenido repercusiones negativas sobre el nivel de empleo de los trabajadores menos cualificados. Ello, sin embargo, no implica que los flujos de inmigración deban favorecerse a toda costa pues, de acuerdo con el análisis teórico, existen unas cotas de inmigración que, de violarse, conllevarían una reversión de los efectos favorables descritos anteriormente.

5. Conclusiones

En este trabajo se analizan los efectos de la inmigración extranjera sobre las perspectivas laborales de los trabajadores del país receptor, en un contexto de determinación salarial no competitiva, como la que tiene lugar en España y en otras economías europeas. En concreto, se derivan condiciones que permiten establecer el signo del efecto de la inmigración sobre el empleo, salarios y masa salarial de los trabajadores nacionales cualificados y poco cualificados, suponiendo que los inmigrantes representen un factor productivo con características complementarias respecto al primer tipo de trabajadores y sustitutivas respecto al segundo. Un resultado interesante es la existencia de umbrales o cotas inferiores y superiores de inmigración que, de cumplirse, implicarían que un aumento en el flujo de nuevos inmigrantes pudiera tener consecuencias favorables sobre las perspectivas laborales de los trabajadores nacionales.

Para contrastar empíricamente las implicaciones del modelo teórico utilizado, se ha usado información concerniente a la concesión de permisos de trabajo para inmigrantes en las provincias españolas, durante el período 1990-1992. Aunque la tasa de inmigración en España es relativamente baja, en comparación con otros países europeos, el levantamiento en junio de 1991 de parte de las restricciones que operaban en la política migratoria proporciona un «experimento natural» interesante. El aumento sustancial del número de inmigrantes en nuestro país a consecuencia de dicho cambio permite estimar los efectos de la inmigración sobre los trabajadores nacionales. Los resultados obtenidos sugieren que el aumento de la inmigración no tuvo efectos desfavorables sobre los trabajadores españoles y, en particular, sobre la mano de obra poco cualificada. Así, se encuentra que la elasti-

dad de los salarios de este tipo de trabajadores respecto a la tasa de inmigración es positiva, aunque pequeña, mientras que la elasticidad del empleo no resulta estadísticamente significativa. Estos resultados son consistentes con los derivados del modelo teórico subyacente, en cuanto a que la tasa de inmigración en España, pese a su aumento reciente, todavía se encuentra por debajo de las cotas relevantes de inmigración que dan lugar a efectos desfavorables sobre los trabajadores nacionales.

Referencias bibliográficas

- [1] ALTONJI, J. y D. CARD (1991). «The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Natives» en ABOWD, J. y R. FREEMAN (eds.), *Immigration, Trade, and the Labor Market*, University of Chicago Press, 201-234.
- [2] BAUER, T. y K. ZIMMERMANN (1985). «Integrating the East: The Labour Market Effects of Immigration», CEPS, Working Paper n.º 1.235, agosto.
- [3] BORJAS, G. (1987). «Immigrants, Minorities and Labor Market Competition», *Industrial and Labor Relations Review*, 40, 382-393.
- [4] BORJAS, G. (1994a). «The Economic Benefits from Immigration», NBER, Working Paper n.º 4.955, diciembre.
- [5] BORJAS, G. (1994b). «The Economics of Immigration», *Journal of Economic Literature*, XXXII:4, 1.667-1.717.
- [6] DOLADO, J. J.; F. FELGUEROSO, y J. F. JIMENO (1997). «The Effects of Minimum Bargained Wages on Earnings: Evidence from Spain», *European Economic Review*, 41, 713-722.
- [7] JOHNSON, G. (1980). «The Labor Market Effects of Immigration», *Industrial and Labor Relations Review*, 33, 331-41.
- [8] LALONDE, R. y R. TOPEL (1991). «Labor Market Adjustments to Increased Immigration» en ABOWD, J. y R. FREEMAN, *op. cit.*
- [9] RAZIN, A. y E. SADKA (1994). «Resisting Migration: The Problems of Wage Rigidity and the Burden of the Welfare State», Tel-Aviv University, mimeo, agosto.
- [10] SCHMIDT, C.; A. STILZ, y K. ZIMMERMANN (1991). «Mass Migration, Unions and Government Intervention», *Journal of Public Economics*, 55, 185-221.

ANEXO

Modelo I

Demostración de la condición suficiente de $\frac{\partial \ln w_u}{\partial m} < 0$, $\frac{\partial \ln N_u}{\partial m} > 0$, y $\frac{\partial \ln (w_u N_u)}{\partial m} > 0$.

De la ecuación (8) tenemos,

$$\ln w_u = \frac{\lambda}{\sigma} \ln w - \frac{1}{\sigma-1} D, \quad D = \left[\left(\frac{w}{\alpha\kappa} \right)^{-\frac{\sigma-1}{\sigma(1-\alpha\kappa)}} - (\delta+m)S^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right] > 0.$$

Por lo tanto:

$$\frac{\partial \ln w_u}{\partial m} = \frac{\lambda}{\sigma} \frac{\partial \ln w}{\partial m} - \frac{1}{\sigma-1} \frac{\partial \ln w}{\partial m} \frac{w}{D} + \frac{1}{\sigma-1} \frac{S^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}}{D}$$

donde:

$$\frac{\partial \ln w}{\partial m} = \frac{\partial \ln w}{\partial \ln w_A} \frac{\partial \ln w_A}{\partial m} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\delta+m}{1+(\delta+m)\sigma}.$$

Por consiguiente:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln w_u}{\partial m} &= -\frac{\lambda}{\sigma} \frac{\delta+m}{1+(\delta+m)\sigma} - \frac{1}{\sigma-1} \left[\frac{1}{1-\alpha\kappa} \frac{(\delta+m)^{\sigma-1}}{1+(\delta+m)\sigma} \left(\frac{w}{\alpha\kappa} \right)^{-\frac{\sigma-1}{\sigma(1-\alpha\kappa)}} - S^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right] = \\ &= -\frac{\lambda}{\sigma} \frac{\delta+m}{1+(\delta+m)\sigma} - \frac{1}{\sigma-1} \frac{1}{\delta+m} B, \end{aligned}$$

$$\text{donde } B = \left[\frac{1}{1-\alpha\kappa} \frac{(\delta+m)\sigma}{1+(\delta+m)\sigma} \left(\frac{w}{\alpha\kappa} \right)^{-\frac{\sigma-1}{\sigma(1-\alpha\kappa)}} - (\delta+m)S^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right].$$

Dado que $D > 0$, se tiene que $B > 0$ si $\frac{1}{1-\alpha\kappa} \frac{(\delta+m)\sigma}{1+(\delta+m)\sigma} > 1$, lo que implica la condición (11) en el artículo.

Haciendo los mismos cálculos para:

$$\ln N_u = \frac{\sigma}{\sigma-1} \ln \left[\left(\frac{w}{\alpha\kappa} \right)^{-\frac{\sigma-1}{\sigma(1-\alpha\kappa)}} - (\delta+m)S^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]$$

obtenemos $\frac{\partial \ln N_u}{\partial m} > 0$ si se cumple la condición (11).

Para comprobar que (11), también es una condición suficiente de $\frac{\partial \ln (w_u N_u)}{\partial m} > 0$,

nótese que:

$$\ln (w_u N_u) = \text{constante} + \frac{\lambda}{\sigma} \ln w + \ln D$$

y:

$$\text{signo} \frac{\partial \ln (w_u N_u)}{\partial m} = \text{signo} \left\{ \left[\sigma^* - \frac{\lambda}{\sigma-1} \right] \left(\frac{w}{\alpha \kappa} \right)^{-\frac{\sigma-1}{\sigma(1-\alpha \kappa)}} - \left[\frac{1 + (\delta+m)^\sigma}{(\delta+m)^\sigma} - \frac{\lambda}{\sigma-1} \right] (\delta+m) S^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right\}$$

Dado que los dos coeficientes entre paréntesis son positivos tendremos que:

$$\text{signo} \left\{ \frac{\partial \ln (w_u N_u)}{\partial m} \right\} > 0 \text{ si } \sigma^* > \frac{1 + (\delta+m)^\sigma}{(\delta+m)^\sigma}$$

lo que de nuevo representa la condición (11) del artículo.

Modelo II

De la ecuación (12) en el artículo, se obtiene

$$\ln L = \ln \chi + \frac{\sigma^*}{\sigma-1} \ln [1 + (\delta+m)^\sigma] \frac{\sigma}{\sigma-1} \ln [z^{\sigma-1} + (\delta+m)^\sigma] + \ln [z^\sigma + (\delta+m)^\sigma]$$

con lo que

$$\begin{aligned} \text{signo} \frac{\partial \ln L}{\partial m} &= \text{signo} \left[\frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{\frac{\sigma}{\sigma-1}}{z^{\sigma-1} + (\delta+m)^\sigma} - \frac{\frac{\sigma^*}{\sigma-1}}{1 + (\delta+m)^\sigma} - \frac{1}{z^\sigma + (\delta+m)^\sigma} \right) \right] \\ &= \text{signo} \left(\frac{(\sigma-1)}{z^\sigma + (\delta+m)^\sigma} + \frac{\sigma^*}{1 + (\delta+m)^\sigma} - \frac{\sigma}{z^{\sigma-1} + (\delta+m)^\sigma} \right) \end{aligned}$$

que resultará positivo si $z \rightarrow 1$ o $z \rightarrow \infty$. Utilizando la notación $a = (\delta+m)^\sigma$, se tiene que:

$$\text{signo} \left(\frac{\partial \ln L}{\partial m} \right) = \text{signo} \{ (z^\sigma + az) [\sigma^* (z^\sigma + a) + (1+a)(\sigma-1)] - \sigma z (z^\sigma + a) (1+a) \}.$$

Por tanto, una condición suficiente para que el empleo total sea creciente en m , suponiendo que $\lambda > 0$, es:

$$\sigma^* (z^{\sigma-1} + a) > \sigma(1+a) \Rightarrow a < \frac{\sigma^* (z^{\sigma-1} - 1)}{\lambda} - 1$$

lo que representa la condición (13) del texto.